

Fonctions de production agricole au Québec Agricultural production function in Quebec

André Archer

Volume 55, numéro 2, avril-juin 1979

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/800826ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/800826ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Archer, A. (1979). Fonctions de production agricole au Québec. *L'Actualité économique*, 55(2), 230–245. <https://doi.org/10.7202/800826ar>

Résumé de l'article

This study attempts to estimate the productivity of inputs to Quebec agriculture. It makes use of two Cobb-Douglas production functions: one aggregate, for Quebec as a whole, and the other regional, covering the farming regions 04 and 11, using 1976 data. From the results obtained, marginal productivities of inputs and returns to scale are determined and interpreted. The principal conclusions of this research are: while returns to scale are increasing for Quebec in general, they are constant for the regions 04 and 11. It ensues that, if there is no breakthrough in technology, there is no reason to change the scale of agricultural production in regions 04 and 11; the productivity of machinery is higher in Quebec than in the regions 04 and 11; livestock productivity is high everywhere; as for land and buildings and other inputs, their productivities are low in Quebec as well as in the farming regions 04 and 11. With respect to labor, its productivity is quite high in Quebec and in the regions 04 and 11. However, labor productivity in region 04 is superior to that in region 11.

FONCTIONS DE PRODUCTION AGRICOLE AU QUÉBEC *

1. *Introduction*

Afin de comprendre le comportement de la productivité des inputs de l'agriculture québécoise, nous nous proposons d'estimer deux fonctions de production de type Cobb-Douglas, l'une traitant de la production agricole globale québécoise et l'autre couvrant spécifiquement l'agriculture des régions 04 et 11¹. Les coefficients estimés serviront à comparer la productivité des régions 04 et 11 ainsi que celle de la province de Québec dans son ensemble et, en même temps, à mesurer les rendements d'échelle dans les agricultures étudiées. Ce dernier élément pourra intéresser ceux qui sont appelés, par leurs décisions, à influencer l'évolution de l'agriculture au Québec. Faut-il encourager ou décourager la formation de grandes, moyennes ou petites fermes ? En d'autres termes, les petites fermes sont-elles moins ou plus efficaces que les moyennes ou les grandes ? Les élasticités mesurées à l'aide des fonctions de production nous aideront à répondre à cette question. En particulier, si les fonctions estimées indiquent que les rendements d'échelle sont constants, il n'y a aucune raison de préférer une dimension de ferme à une autre, à moins que la taille d'opération permette d'obtenir de meilleurs prix pour les intrants.

L'article comprend neuf sections. Les deux premières précisent les objectifs et décrivent la méthode d'estimation. La troisième et la quatrième discutent les fondements théoriques de la fonction de production Cobb-Douglas, indiquent la source des données et expliquent la construction des variables. La cinquième présente et interprète les résultats des estimations. La sixième et la septième établissent des comparaisons entre les résultats de cette étude avec d'autres travaux du même type relatifs

* Je remercie les arbitres de cette revue pour leurs commentaires et suggestions. Je demeure, cependant, le seul responsable des erreurs qui pourraient être relevées.

1. La région agricole 04 comprend les comtés d'Arthabaska, Drummond, Nicolet et Yamaska. La région 11, séparée de la région 04 par le fleuve Saint-Laurent, comprend les comtés de Champlain, Laviolette, Maskinongé, Saint-Maurice et Trois-Rivières. Dans cette étude, la région 04 correspond à la rive sud du Saint-Laurent et la région 11, à la rive nord.

au Québec et à d'autres parties du monde. La huitième présente et compare les productivités marginales des facteurs au niveau de la province et des régions 04 et 11. Enfin, la section 9 conclut en résumant et en interprétant les principaux résultats de l'étude.

2. *Objectifs et méthode d'estimation*

Notre objectif est donc d'estimer des fonctions de production de type Cobb-Douglas, l'une provinciale et les autres régionales, de comparer les différences de productivité entre les régions 04, 11 et la Province et d'estimer les rendements d'échelle au niveau provincial et régional.

La fonction de production de Cobb-Douglas a déjà été utilisée par plusieurs chercheurs dans des contextes similaires. Ainsi, Griliches (1964) a estimé une fonction de production d'ensemble pour les Etats-Unis, en utilisant les Etats comme unités d'observation. Son principal objectif était d'évaluer la contribution de la recherche et de l'augmentation du niveau d'éducation des fermiers à la production agricole américaine. Aussi, Hayami et Ruttan (1971) ont estimé une fonction de production globale basée sur des données transversales entre pays. En utilisant des pays comme unités d'observation, ils visaient à expliquer les différences de productivité de la main-d'œuvre entre pays développés et pays sous-développés. Plus près de nous, Wampach (1967) a estimé une fonction de production pour le Québec et l'Ontario en utilisant la fonction de Cobb-Douglas. D'une manière plus agrégée, Corbo et Dufour (1978) ont estimé, parmi d'autres, des fonctions de production Cobb-Douglas et Translog pour l'ensemble des secteurs agriculture, pêche et forêt du Québec. Les résultats de l'étude de Wampach et de Corbo et Dufour seront d'ailleurs comparés aux nôtres plus loin.

Il existe, bien sûr, d'autres chercheurs qui ont fait appel à des formes moins agrégées ou plus raffinées de fonctions de production de type Cobb-Douglas, utilisant des fermes comme unités d'observation. Ainsi, Heady et Shaw (1954) ont évalué des fonctions dont l'objectif était de comparer des coefficients d'élasticité des intrants pour quatre régions agricoles des Etats-Unis. Ces régions présentaient des caractéristiques différentes. Ainsi, la région de Piedmont d'Alabama produisant principalement du coton et du bétail est de rendement moyen ; la région Iowa-Sud apparaît comme l'une des plus efficaces dans la « ceinture des régions produisant du maïs » ; la région Iowa-Nord a le taux de rendement le plus élevé des régions de la « ceinture de maïs » et finalement, la zone sèche de Montana qui produit principalement du blé est de rendement plutôt faible. Les données employées dans ces analyses étaient tirées au hasard de fermes commerciales de chacune des zones concernées.

Mentionnons enfin l'usage de fonctions qui se réfèrent à des types spécifiques de cultures dans des régions déterminées. Cline (1970) a

calculé des fonctions de production Cobb-Douglas pour les cultures brésiliennes : café, canne à sucre, coton, etc. L'objectif poursuivi était de déterminer les rendements d'échelle dans l'exploitation de ces cultures et aussi de vérifier l'efficacité dans la production des fermes gérées par des locataires et de celles exploitées par leurs propriétaires.

3. *La fonction de production Cobb-Douglas : raisons théoriques justifiant son emploi*

Les calculs requis pour l'estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas sont généralement faciles à effectuer. Le modèle postulé est le suivant :

$$\ln Q_i = A_0 + a_1 \ln X_{1i} + a_2 \ln X_{2i} + \dots + a_n \ln X_{ni} + u_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

où :

N est la taille de l'échantillon,

Q_i est l'output par ferme de l'unité i ,

$X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ni}$ sont les intrants par ferme utilisés pour la production de Q_i ,

a_1, a_2, \dots, a_N sont les élasticités de la production par rapport aux intrants,

u_1, \dots, u_N sont des perturbations aléatoires qu'on suppose indépendantes $N [0, \sigma^2]$.

On voit aisément que l'équation (1) peut s'estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires et que toutes les procédures de tests standards sont applicables.

Parmi les problèmes soulevés par l'utilisation de la fonction de production Cobb-Douglas, se détache celui d'obtenir des estimations sans biais. L'omission des variables en est un. Certaines variables sont omises à cause des difficultés de quantifier le concept comme tel : par exemple, le concept de management. D'après Heady et Dillon (1969, 214-215) dans le cas où les variables omises sont positivement corrélées avec les autres intrants le résultat final tendra à sur-estimer les coefficients d'élasticité affectés à ces intrants. Dans une situation de corrélation négative, le biais tendra à sous-estimer les variables incluses dans l'équation.

Parallèlement à la question de l'omission des variables, on rencontre celle de l'agrégation des données. Il est impossible d'obtenir des intrants homogènes même parmi les facteurs apparemment uniformes. Le facteur main-d'œuvre est au fond hétérogène, car il existe des degrés dans la qualité de la main-d'œuvre (éducation, entraînement, etc.). Le facteur sol est un autre exemple. Suivant Heady et Dillon (1969, 214-215), quand les différences de qualité sont ignorées dans l'agrégation d'un intrant, le résultat est identique à celui obtenu quand des variables sont omises. Dans cette étude, en formant l'intrant main-d'œuvre, l'âge des

travailleurs, la main-d'œuvre familiale non rémunérée, etc., sont pris en considération.

4. *Les données et les variables*

Les données utilisées dans cette étude proviennent de deux sources : du *ministère de l'Agriculture du Québec*, région 04 (rive sud) et région 11 (rive nord)² et de *Statistique Canada* (agriculture du Québec). Les deux types de données sont sous forme de coupe transversale, et portent sur l'année 1971 pour le Québec et sur l'année 1975 pour les régions 04 et 11. Les données sur l'agriculture du Québec proviennent du recensement quinquennal effectué par Statistique Canada donnant des informations sur la production, la main-d'œuvre, l'âge des opérateurs, les stocks de capital : terres, bâtiments, cheptel, machinerie et les dépenses courantes d'opération. Ces données sont fournies par région agricole. Quant aux données des régions 04 et 11, elles sont recueillies par les bureaux régionaux du ministère de l'Agriculture du Québec et couvrent les mêmes item que Statistique Canada. Dans la fonction provinciale, les régions sont utilisées comme unités d'observation et la production est exprimée par ferme. En ce qui regarde les régions agricoles 04 et 11, les unités d'observation sont des fermes de dimensions variées choisies de façon aléatoire dans l'ensemble des fermes des rives nord et sud enregistrées aux bureaux du ministère de l'Agriculture du Québec (régions 04 et 11).

Afin de faciliter la comparaison entre l'équation du Québec et celles des rives nord et sud cinq groupes de variables sont identifiés et construits. Ce sont :

X_1 = terre

X_2 = main-d'œuvre

X_3 = capital-animal

X_4 = capital-services

X_5 = autres inputs

La construction des variables des deux équations est expliquée en annexe.

5. *Résultats des estimations des fonctions de production*

Les paramètres estimés des fonctions du Québec, des rives nord et sud combinées, de la rive nord et de la rive sud seule sont consignés au tableau 1. Nous observons immédiatement que sauf pour le coefficient du capital-machine de la rive nord qui a une statistique « t » plutôt faible (0.25), la plupart des coefficients des autres équations montrent des « t » dont les valeurs sont supérieures à 2, indiquant que les valeurs obtenues sont significativement différentes de zéro (à un niveau de 5%).

2. Dans cette étude la région 04 correspond à la rive sud et la région 11 à la rive nord.

TABLEAU 1

ESTIMATION DES FONCTIONS DE PRODUCTION AGRICOLES ¹
(Québec et régions agricoles 04 et 11, combinées)

| | Régions | | | |
|-----------------------------|--------------|----------------------------------|-------------------|------------------|
| | Québec | Régions 04 et 11 combinées | Rive nord (11) | Rive sud (04) |
| Nombre d'observations | 65 | 337 | 139 | 198 |
| Année | 1971 | 1975 | 1975 | 1975 |
| Constantes | -1.91 (-8.1) | -2.72 (-7.1) | -0.93 (-3.1) | -0.68 (-4.5) |
| <i>Elasticités :</i> | | | | |
| — Terre | 0.151 (2.46) | 0.054 (1.91) | 0.06 (1.2) | 0.068 (1.95) |
| — Main-d'œuvre | 0.169 (1.96) | 0.22 (5.22) | 0.204 (2.47) | 0.242 (4.97) |
| — Capital-animal | 0.50 (15.5) | 0.591 (22.1) | 0.59 (13.8) | 0.574 (16.0) |
| — Capital-machine | 0.381 (3.27) | 0.033 (1.16) | 0.014 (0.25) | 0.050 (1.47) |
| — Autres | 0.155 (4.12) | 0.071 (5.37) | 0.073 (3.7) | 0.050 (2.57) |
| Somme des coefficients | 1.356 | 0.969 | 0.941 | 0.984 |
| R ² ajusté | 0.94 | 0.83 | 0.80 | 0.825 |
| F ₁ ^a | 22.46 | 0.8897 | 1.771 | 0.3079 |
| F ₂ ^a | 3.98 | 3.84 | 3.84 | 3.84 |

a. Statistique F afin de tester l'hypothèse nulle :

$$a_1 + a_2 + a_3 + a_4 + a_5 = 1$$

F₁ est la statistique F calculée ; F₂ est la valeur critique appropriée de F.

1. Toutes les variables sont exprimées en logarithmes des valeurs originales. Les valeurs entre parenthèses représentent les statistiques « t ».

Nous notons aussi que les coefficients de détermination (R^2) des quatre équations ont des valeurs supérieures à 0.80, indiquant que plus de 80% de la variation totale de la production est expliquée par les inputs introduits dans les équations.

Afin de décider si nous devons accepter ou rejeter l'hypothèse que la somme des coefficients diffère significativement de 1, nous testons l'hypothèse que $a_1 + a_2 + a_3 + a_4 + a_5 = 1$.

On conclut par les résultats de la statistique « F » du tableau 1 que la fonction agrégée du Québec a, hors de tout doute, un rendement d'échelle supérieur à 1 tandis que pour les autres fonctions, on doit admettre que le test n'autorise pas à rejeter l'hypothèse que la somme des coefficients est égale à 1. On admet donc qu'au niveau de la région 04 et 11 et dans la mesure où notre échantillon est bien représentatif de ces régions, le rendement d'échelle est égal à 1.

Comparaison avec les estimations de Corbo-Dufour. — Seuls les résultats pour l'ensemble du Québec divergent d'avec ceux de Corbo-Dufour. Étant donné qu'ils agrègent 3 secteurs (agriculture, pêche et forêt), on peut considérer que les estimations obtenues mesurent les rendements « moyens » pour l'ensemble de ces 3 secteurs. D'autre part, on peut noter que l'intrant Corbo-Dufour n'est pas mesuré de la même façon (valeur ajoutée) et l'étude est basée sur une série chronologique (1961-1973). Notre étude considère une année particulière (1971) et ne tient pas compte du 100%, ce qui peut bien sûr biaiser les résultats. La comparaison est donc, là aussi, délicate.

6. *Comparaison des résultats de notre fonction globale du Québec avec ceux de Wampach (1967)*

Afin de mieux apprécier les résultats de notre fonction globale, nous les comparons avec ceux obtenus pour le Québec par Wampach (1967) utilisant des données de 1951 et 1961. La comparaison n'est pas aisée cependant, à cause des différences dans la manière de quantifier les variables dans les deux études.

D'abord, nos observations se rapportent aux divisions de recensement qui coïncident suivant Statistique Canada aux régions du Québec, tandis que les observations de Wampach (1967) se réfèrent aux régions économiques telles que définies par les géographes Camu *et alii* (1964). Ensuite, des cinq variables considérées dans les deux études, quatre sont les mêmes : main-d'œuvre, capital-machine, capital-animal ou cheptel, terre et bâtiments. La cinquième variable est représentée par les engrais dans l'étude de Wampach, tandis que la nôtre est identifiée comme autres et inclut en plus des engrais, les insecticides, les dépenses de clôtures, d'irrigation, etc. Ces derniers intrants ne sont pas mentionnés dans l'étude de

Wampach. En ce sens, on peut dire que les estimations de Wampach sont susceptibles d'être biaisées dû à l'omission des variables.

Compte tenu de ces différences, nous allons comparer les élasticités estimées dans les deux études et tenter d'expliquer les différences ou les similitudes observées.

En se référant au tableau 2, on remarque que les coefficients des intrants capital-machine et capital-animal sont très significatifs (à un niveau de 5%) et ont durant les trois périodes des valeurs quasi identiques. Le coefficient terres et bâtiments a chuté de façon dramatique de 1951 à 1961 (il n'est pas significatif en 1961), pour reprendre en 1971 sa valeur de 1951 qui était de 0.151. L'intrant autres tel que défini dans notre équation n'est pas comparable à l'intrant engrais de Wampach, parce que n'ayant pas le même contenu. Toutefois, la valeur du coefficient engrais est très faible (0.026) en 1951 et même négative (−0.004) en 1961, alors qu'en 1971 notre intrant autres admet une valeur non négligeable et fortement significative.

Il est hors de tout doute que la valeur du coefficient de la main-d'œuvre de l'équation de 1961 (0.677) est élevée en comparaison de celles obtenues en 1951 et 1971. Dans l'équation de 1961, une augmen-

TABLEAU 2

FONCTIONS DE PRODUCTION DE L'AGRICULTURE DU QUÉBEC ESTIMÉES AVEC DES DONNÉES DE 1951 ET 1961 (WAMPACH) ET DES DONNÉES DE 1971 (ARCHER) COMPARÉES

| Elasticités des inputs | Régions | | |
|------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|
| | Québec, 1951 (Wampach) | Québec, 1961 (Wampach) | Québec, 1971 (Archer) |
| — Terre et bâtiment | 0.051 (2.64) ^a | 0.045 (0.57) | 0.151 (2.46) |
| — Main-d'œuvre | 0.247 (3.82) | 0.677 ^b (3.70) | 0.169 (1.96) |
| — K-animal | 0.508 (19.03) | 0.474 (12.26) | 0.50 (15.5) |
| — Autres (engrais) | 0.026 (2.24) | −0.004 (−0.22) | 0.155 (4.12) |
| Somme des coefficients | 1.240 | 1.478 | 1.356 |
| R ² | 0.973 | 0.970 | 0.94 |

a. Les valeurs entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique « t ».

b. Afin de faciliter la comparaison, ce coefficient est obtenu en additionnant les valeurs des coefficients de travail familial et travail salarié, deux types de main-d'œuvre inclus dans l'équation de 1961 par Wampach. La valeur de « t » entre parenthèses est estimée comme étant la moyenne arithmétique simple des « t » des deux coefficients.

tation de 1% du montant du capital-machine et du capital-animal aurait à peu près le même effet sur la production qu'une augmentation de 1% de la main-d'œuvre. Ce qui paraît un peu fort. Il est fort possible que le signe négatif du coefficient engrais en 1961 ait une influence sur la valeur du coefficient main-d'œuvre, autrement dit que la vraie valeur du coefficient engrais soit absorbée par la main-d'œuvre, à cause probablement de collinéarité entre les deux variables. De toute façon, la littérature mentionne rarement des valeurs aussi élevées pour le coefficient de la main-d'œuvre, comme nous allons le voir dans la prochaine section.

7. *Comparaison des résultats obtenus pour notre fonction avec les estimations d'autres fonctions à travers le monde*

Il peut être instructif de comparer les estimations des élasticités de cette étude avec des valeurs de coefficients comparables à partir d'études conduites dans des contextes différents du Québec.

a) La fonction agrégée de Griliches (1960, 1964) utilisant les Etats des Etats-Unis comme unités d'observation et exprimant les données comme des moyennes par ferme commerciale présente beaucoup de ressemblances avec la fonction globale du Québec qui se sert des régions comme observation et exprime aussi les données comme moyennes par ferme. Dans son étude, Griliches trouve pour la main-d'œuvre des coefficients se rangeant de 0.4 à 0.5 qui sont plus élevés que les nôtres (0.160) ; pour la terre : 0.12 — 0.18 qui est très rapproché du nôtre (0.151). Son coefficient de capital-animal varie autour de 0.15, tandis que celui de cette étude est de l'ordre de 0.50, considérablement plus élevé. Mis à part les coefficients de la main-d'œuvre et de la « terre », les valeurs estimées des autres intrants dépendent du degré d'agrégation utilisé. Aussi, la valeur de son intrant « autres » prend des valeurs de 0.393, 0.111 et 0.121 selon le degré d'agrégation alors que dans la fonction du Québec le coefficient « autres » a la valeur de 0.155. Finalement le coefficient de l'input capital-machine (0.381) de notre étude se compare très bien avec celui de Griliches (0.359). En ce qui concerne les rendements d'échelle, Griliches trouve une somme de coefficients de l'ordre de 1.193 à 1.282 indiquant un rendement croissant par rapport à l'échelle. Notre résultat de 1.356, indiquant aussi un rendement croissant est très comparable à l'ordre des valeurs trouvées par Griliches.

b) D'autres études rapportées par Heady et Dillon (1969, 630) et conduites par Cline (1970, 64-65) sont comparées avec les résultats de fonction des régions 04 et 11. Les fonctions choisies se rapportent à des exploitations similaires à celles connues dans les régions 04 et 11, i.e. des fermes d'élevage, un peu mixtes produisant des grains et du bétail. Parce que ces études considèrent seulement trois types d'intrants : services de la terre, services de la main-d'œuvre et autres services, nous avons dû

réunir en un seul les coefficients de capital de notre équation, en supposant que la valeur obtenue est comparable avec le coefficient des autres services des études mentionnées plus haut. Les résultats sont réunis et présentés au tableau 3.

Pour toutes les fonctions considérées, l'intrant autres services est affecté de l'élasticité la plus forte. En écartant la Suède qui montre une élasticité plutôt faible pour la main-d'œuvre, l'ensemble des fonctions présente des résultats variant entre 0.12 et 0.37 qui sont bien au-dessous de 0.4 trouvé dans l'équation de Griliches. Les régions 04 et 11 combinées présentent une élasticité des services de la terre (0.05) très faible

TABLEAU 3

FONCTIONS DE PRODUCTION DE QUELQUES PAYS COMPARÉES
AVEC CELLE DES RÉGIONS 04 ET 11 COMBINÉES

| Pays | Elasticités de production | | | |
|--|---------------------------|-----------------------------|-----------------|-----------------------|
| | Service de la terre | Services de la main-d'œuvre | Autres services | Somme des élasticités |
| Alberta, Canada ^a (élevage du bétail) | 0.20 | 0.37 | 0.39 | 0.97 |
| Suède ^a (fermes mixtes) | 0.35 | 0.05 | 0.57 | 0.97 |
| Autriche ^a (fermes mixtes) | 0.13 | 0.26 | 0.61 | 1.00 |
| Israël ^a (fermes mixtes) | 0.03 | 0.25 | 0.80 | 1.08 |
| E. Santo, Brésil ^b (bétail) | 0.30 | 0.12 | 0.53 | 0.95 |
| Régions 04 et 11 ^c (Québec) (fermes mixtes d'élevage) | 0.05 | 0.22 | 0.69 | 0.97 |

a. Les fonctions de ces pays sont rapportées par Heady et Dillon (1969) et estimées durant la période 1950 à 1958.

b. Cette fonction est estimée par Cline (1970) utilisant les données de 1962 au Brésil.

c. Cette fonction est tirée de cette étude, voir tableau 1.

comparable à celle d'Israël (0.03). De même les coefficients des services de la main-d'œuvre sont très rapprochées (0.22 — 0.25). Dans l'ensemble les sommes des élasticités sont proches les unes des autres. La conformité des résultats de la fonction des régions 04 et 11 avec ceux des autres régions du tableau 3 oscillant autour des intervalles de valeurs relativement semblables, nous donne la conviction que les résultats de notre étude sont acceptables.

8. *Productivité des facteurs au niveau du Québec et des régions 04 et 11*

Nous pouvons maintenant vérifier dans quelle mesure les intrants des fonctions du Québec et des régions 04 et 11 sont utilisés efficacement. Autrement dit, nous voulons savoir ce que rapporte une journée ou une heure de travail à la production ou encore la contribution d'un dollar dépensé en capital-animal, capital-machine, terre et autres à l'output. Nous pourrions être intéressés à savoir comment se comparent les productivités des facteurs à l'intérieur d'une région (rive nord et sud), ou entre les régions (rive nord et rive sud).

Pour ce faire, nous estimerons les productivités marginales des inputs considérés. La productivité marginale est calculée en se servant de la formule de l'élasticité et de la moyenne des quantités des inputs utilisés dans les fonctions des régions considérées. Considérons le facteur X_1 (main-d'œuvre) par exemple, son élasticité a_1 est donnée par la formule :

$$a_1 = \frac{dQ}{dX_1} \cdot \frac{Q}{X_1} \quad (2)$$

Prenons $X = \bar{X}$ et $Q = \bar{Q}$ (les moyennes arithmétiques des valeurs de X_1 et Q respectivement). On peut alors évaluer un « produit marginal moyen » en calculant :

$$\frac{dQ}{dX_1} = \frac{a_1 \cdot \bar{Q}}{\bar{X}_1}$$

A partir du tableau 4, on peut voir qu'une journée de travail au niveau du Québec contribue \$23.43 à la production, alors qu'une journée de travail rapporte une valeur de \$24.00 sur la rive sud comparée à \$15.00 pour la rive nord. Le facteur le plus productif demeure le capital-animal dont chaque dollar qui y est investi a un rendement de près de \$1.50. Mais cet apport est contrebalancé par la faible performance des autres facteurs. La terre et les bâtiments, la machinerie et l'ensemble des autres inputs démontrent des rendements plutôt faibles. En effet, un dollar investi dans ces facteurs rapporte beaucoup moins que son équivalent. Un point est cependant digne de mention : alors que l'input capital-machine a un rendement satisfaisant à la grandeur du Québec où \$1.00 rapporte plus du double, au niveau des régions 04 et 11, ce facteur a un

rendement très faible, i.e. qu'il est en surplus par rapport aux autres facteurs. La rive sud et la rive nord ont sur-investi en machinerie dont la dimension, les coûts d'entretien et la dépréciation ne sont peut-être pas en rapport avec le volume de production ou la grandeur des fermes. Il est aussi possible, compte tenu de la faible valeur du coefficient d'élasticité de l'input en question, que les fermiers aient surestimé la quantité de machines sur les fermes en surévaluant leur équipement et la valeur de la dépréciation, ce qui impute une valeur exagérée à la valeur inscrite

TABLEAU 4

PRODUCTIVITÉ MARGINALE DES FACTEURS
(Québec, région 04 et région 11 combinées, rive nord (11), rive sud (04))

| | Québec | Régions 04 et 11 combinées | Rive nord (11) | Rive sud (04) |
|--|--------|----------------------------------|-------------------|------------------|
| Moyenne arithmétique des inputs | | | | |
| — Output (\$) | 8245.2 | 37,109 | 31,182 | 41,909 |
| — Main-d'œuvre ^a | 59.5 | 426 | 423 | 426 |
| — Terre et bâtisse (\$) | 2077.0 | 5,252 | 5,072 | 5,381 |
| — K-animal (\$) | 2908 | 14,430 | 11,983 | 16,434 |
| — K-machine (\$) | 1464 | 5,184 | 4,715 | 5,541 |
| — Autres (\$) | 3637 | 3,968 | 2,776 | 5,098 |
| Productivité marginale | | | | |
| — Main-d'œuvre (\$ par jour) ^a | 24.43 | 19.2 | 15.0 | 24.0 |
| — Terre et bâtisses (\$/\$) | 0.60 | 0.38 | 0.37 | 0.53 |
| — K-animal (\$/\$) | 1.41 | 1.52 | 1.53 | 1.46 |
| — K-machine (\$/\$) | 2.14 | 0.24 | 0.09 | 0.38 |
| — Autres (\$/\$) | 0.35 | 0.71 | 0.82 | 0.41 |

a. Originellement, la main-d'œuvre des régions 04 et 11 était en heures et la productivité marginale en \$ par heure. Pour faciliter la comparaison, le tout est converti en journées de travail et en \$ par jour respectivement en supposant une moyenne de 10 heures par jour de travail.

dans les statistiques qui nous sont fournies. De toute façon, la surévaluation, si tant est qu'elle soit réelle, n'aurait pu affecter aussi fortement la valeur des coefficients. Il faut croire que le faible rendement du capital-machine est dû en grande partie à un sur-investissement dans ce facteur.

9. Conclusion

Quels sont les principaux résultats de cette étude ? On peut dégager les conclusions suivantes :

1. Pour le Québec dans son ensemble, les rendements d'échelle sont significativement plus grands que 1, ce qui suggère qu'il existe des secteurs et des régions au Québec où il y aurait avantage à regrouper les fermes, i.e. à augmenter l'échelle des opérations. Quelles sont ces régions ou ces secteurs ? La fonction agrégée telle qu'estimée ne peut répondre de façon certaine à cette question. Il serait nécessaire d'avoir des données plus homogènes quant au produit et se référant à des aires beaucoup plus restreintes et partant plus uniformes pour pouvoir faire des recommandations précises.

2. Pour ce qui est des régions, les fonctions tant de la rive nord, de la rive sud et des deux rives réunies indiquent un rendement à l'échelle significativement égal à 1. Ceci suggère que si les conditions moyennes de production restent ce qu'elles sont, il n'y a aucun intérêt à changer l'échelle d'opération existant actuellement dans les régions 04 et 11.

3. Suite à la redistribution de la main-d'œuvre vers les centres urbains, le rapport capital-main-d'œuvre du secteur agricole a grandement augmenté. Les points suivants sont retenus :

- a) La productivité du capital-machine est, en moyenne, très élevée au Québec, alors que, dans les régions 04 et 11, elle est très faible. Ceci est probablement dû à un surinvestissement en capital-machine dans les régions 04 et 11, tandis qu'à la grandeur du Québec, ce phénomène de surinvestissement n'a pas été aussi poussé. Il est aussi possible que la méthode de dépréciation du capital-machine dans les régions 04 et 11 ait apprécié le capital présent dans les fermes au-dessus de sa vraie valeur, ce qui contribue à diminuer sa productivité marginale. Une autre cause de la faible productivité du capital-machine dans la région peut résider dans les politiques de quota de la production de lait du gouvernement fédéral. En effet, l'agriculture des régions 04 et 11 produisant principalement du lait et devant se soumettre à une réduction de production imposée par le quota, travaille à capacité réduite. Il y a donc sur les fermes du capital inutilisé, i.e. qui n'entre pas dans la production, mais qui est rapporté malgré tout dans les statistiques qui ont servi à conduire la présente étude.
- b) Le capital-animal a une productivité très élevée tant au niveau du Québec dans son ensemble qu'à celui des régions 04 et 11. Un dollar

investi dans cet intrant rapporte en moyenne dans toutes les régions \$1.50. Ceci suggère que le Québec et les régions 04 et 11 auraient intérêt à intensifier leurs investissements dans ce type de capital. Les régions 04 et 11 gagneraient à les diminuer dans le capital-machine dont le rendement est trop faible.

4. Les intrants terre et bâtiments et autres présentent des élasticités faibles partout. Un tel résultat n'est pas surprenant, compte tenu du type d'agriculture prédominant au Québec où la terre cultivée est difficilement dissociable du fond de terre et où la plupart des bâtiments, des structures et des autres ingrédients contenus dans l'intrant autres ne sont utilisés que pendant une faible partie de la période de production. Il est reconnu que dans beaucoup de fermes, une bonne partie des investissements en bâtiments et en certaines machines sont faits avec des objectifs de consommation plutôt que de production.

5. Le facteur de production main-d'œuvre qui nous intéressait au premier chef a, comme prévu, un rendement élevé. Pour le Québec en général, une journée de travail à la ferme sans pension est payée \$11.30 ou \$12.20³ en 1971 dépendant de la saison, alors que cette même journée de travail rapporte à la production une valeur de \$23.43, près du double de ce qu'elle est payée.

Quant aux régions 04 et 11, la productivité de la main-d'œuvre est aussi élevée, plus élevée sur la rive sud (\$24) que sur la rive nord (\$15). En 1975, une heure de travail est payée en moyenne \$14 ou \$18⁴ suivant la période de l'année.

André ARCHER,
Université du Québec à Trois-Rivières.

3. *Statistiques agricoles du Québec 1975-76*, Bureau de la Statistique du Québec, p. 22, tableau 16.

4. *Idem.*

ANNEXE

1. *Construction des variables incluses dans la fonction globale du Québec*

Output : L'output, ou la variable dépendante, est calculé en prenant la valeur des ventes plus la valeur des changements d'inventaire plus la consommation domestique plus les paiements faits aux fermiers par les gouvernements fédéral et provincial. Le tout exprimé sous forme de production moyenne par ferme. Notons aussi qu'à cause de l'absence de changements d'inventaires et de consommation domestique dans les statistiques, nous les avons estimés en prenant une valeur arbitraire de un demi de 1% en moyenne de la quantité vendue par ferme.

Terre : L'input « terre » est exprimé en prenant la valeur des terres et bâtiments par ferme. L'expression de l'input en valeur est supérieure à l'expression en acres, dans la mesure où la valeur reflète les qualités inhérentes des bâtiments et des sols agricoles et non pas seulement la localisation géographique des fermes.

Estimant sa fonction de production agrégée pour les Etats-Unis, Griliches (1964) emploie aussi le concept de la valeur au lieu de celui d'acres. Il justifie son choix en arguant que les différences de prix relatifs entre les terrains ne sont pas suffisamment excessives pour introduire des biais importants. Griliches ajoute de plus que si un tel procédé introduisant une distorsion, elle est moins importante que celle qui consiste à ignorer complètement les « différences de qualité des sols agricoles entre les fermes ».

Main-d'œuvre : L'input « main-d'œuvre » est exprimé en journées travaillées par année par ferme. Les calculs sont conduits de la façon suivante :

- a) Le nombre d'opérateurs des fermes est considéré comme égal au nombre de fermes. En supposant que les opérateurs travaillent 300 jours par année, on obtient le nombre total de jours fournis par les opérateurs.
- b) On suppose que les opérateurs âgés de 65 ans ou plus fournissent un rendement égal aux $\frac{2}{3}$ de celle d'un opérateur âgé de moins de 65 ans. Tous les opérateurs âgés de 65 ans ou plus sont pondérés en conséquence.
- c) Les opérateurs fournissent des journées de travail hors de leur ferme. Le total de ces journées est soustrait du nombre de journées obtenues en additionnant (a) et (b).
- d) Au nombre trouvé en (c), nous ajoutons le total des semaines de travail rémunérées à la ferme préalablement converties en journées en multipliant par 6.

- e) Au total trouvé en (d), nous ajoutons le nombre de journées de travail non rémunérées fournies par les membres de la famille. Les journées non rémunérées sont pondérées par $2/3$, en faisant l'hypothèse que le travail fourni par les membres de la famille équivaut aux $2/3$ de celui fourni par un travailleur payé.

Le total obtenu en (e) représente le total des journées de travail affectées aux travaux de la ferme. Ce total, exprimé en jour-équivalents/année, est divisé par le nombre de fermes de chacune des régions observées pour arriver au nombre de travailleurs par ferme.

Capital-animal : L'intrant capital-animal est calculé à partir de la valeur en dollars du stock d'inventaire de bétail et de volaille se trouvant sur la ferme. Ce stock est transformé en une mesure de flux, en supposant un taux d'intérêt de 8% sur le capital investi auquel on ajoute les dépenses de nourriture et de soins médicaux (vaccins, antibiotiques...) accordés aux animaux de la ferme.

Capital-machine : L'intrant capital-machine agrège les titres suivants :

- a) Le stock de machines est converti en flux de service-machines, en prenant 8% de sa valeur brute (taux d'intérêt) à laquelle on ajoute la valeur estimée de la dépréciation.
- b) Les dépenses de gasoline, huile, réparation, et de location de machines d'autres fermiers.

Le résultat obtenu exprimé en dollars est converti en service de machines par ferme en divisant par le nombre de fermes opérant dans la région d'observation.

Autres : L'input « autres » regroupe toutes les dépenses non mentionnées dans les rubriques précédentes. Ces dépenses couvrent les engrais, insecticides, fongicides, chaux, clôtures, irrigation et toutes dépenses reliées aux opérations de la ferme.

2. Construction des variables utilisées dans la fonction des régions 04 et 11

Compte tenu de la forme sous laquelle les données de l'agriculture des régions 04 et 11 se présentent, les variables comparables à celles énumérées pour l'équation du Québec sont formées comme suit :

Output : L'output est pris comme l'équivalent du produit brut total par ferme ou la valeur finale des biens et services produits pendant la période. Ceci comprend les ventes, la consommation par le fermier et sa famille des produits de la ferme, les changements d'inventaire des animaux et des récoltes et les subventions reçues des gouvernements. De ce montant sont exclus le revenu provenant des services rendus à d'autres et les récoltes produites sur la ferme et consommées sur place par les animaux.

Terre : Cet input est exprimé en prenant 8% (taux d'intérêt) de la valeur des terres et bâtiments, indiquant non pas le stock mais le flux des services fournis par les terres et bâtiments de la ferme et ajouté à la valeur de dépréciation des bâtiments.

Main-d'œuvre : La main-d'œuvre est exprimée en heures-hommes par jour. L'input inclut le travail rémunéré aussi bien que l'aide familiale non rémunérée.

Capital-animal : 8% (taux d'intérêt) de la valeur du stock des animaux à la ferme est calculé et ajouté aux dépenses d'alimentation et autres consenties pour les bovins, les porcs, les volailles et les ovins. Cette façon de calculer représente une mesure de flux.

Capital-machine : 8% (taux d'intérêt) de la valeur des stocks de machines est ajouté aux dépenses d'amortissement et à celles de gasoline, d'huile, de réparation et de location de machines additionnelles.

RÉFÉRENCES

- CAMU, P., WEEKS, E.P. et SAMETZ, Z.W. (1964), *Economic Geography of Canada*, MacMillan, 1964.
- CLINE, W.R. (1970), *Economic Consequences of a Land Reform in Brazil*, North Holland Publishing Co., Amsterdam, 1970, pp. 64-65.
- CORBO, VITTORIO et DUFOUR, JEAN-MARIE (1978), « Fonctions de production dans l'économie du Québec », *L'Actualité Économique*, avril-juin 1978, n° 2, pp. 176-206.
- GRILICHES, ZVI (1960), « Estimates of the Aggregate Agricultural Production Functions from Cross-Sectional Data », *Journal of Farm Economics*, (Proceeding Issue), volume XVII, décembre 1960, p. 425.
- GRILICHES, ZVI (1964), « Research Expenditures, Education and the Aggregate Agricultural Production Function », *The American Economic Review*, volume XIV, décembre 1964, n° 6.
- HAYAMI, Y. et RUTTAN, V.W. (1971), *Agricultural Development, An International Perspective*, The Johns Hopkins Press, Baltimore, 1971, p. 86.
- HEADY, E.P. et SHAW, R. (1954), « Resources Returns and Productivity Coefficients in Selected Farming Areas », *Journal of Farm Economics*, 36 : 243-257, 1954.
- WAMPACH, JEAN-PIERRE (1967), *Les Sources des différences interrégionales de productivité du travail agricole : une analyse économétrique*, Québec, Ontario, 1951 et 1961 (Rapport préliminaire), Département d'économie rurale, Faculté d'Agriculture, Université Laval, août 1967.